



Munich Personal RePEc Archive

Which is the ideal microeconomic model to represent the preferences of Spanish consumers in the period 1980-2015?: The case of furniture, furniture and equipment

Diego Magaña and Katherine Muñoz

Universidad de Zaragoza, Universidad de Zaragoza

20 June 2019

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/94604/>

MPRA Paper No. 94604, posted 20 June 2019 13:18 UTC

¿Cuál es el modelo microeconómico ideal para representar las preferencias de los consumidores españoles en el periodo 1980-2015?: El caso de muebles, mobiliario y equipamiento

Diego Magaña Inostroza y Katherine Muñoz Carrasco

Universidad de Zaragoza

Resumen: En este trabajo hemos identificado el mejor modelo microeconómico para representar las preferencias de los consumidores españoles respecto a la categoría de gasto “Muebles, mobiliario y equipamiento”. Concluimos que el modelo que se ajusta más correctamente a los datos es el modelo de Rotterdam dinámico, cumpliendo con las hipótesis de no autocorrelación y la propiedad de homogeneidad. De acuerdo a la elasticidad renta, los bienes pertenecientes a los subgrupos “Textiles”, “Appliances”, “Utensils” y “Garden” corresponde a bienes de lujo, mientras que el subgrupo “Maintenance” tiene una elasticidad renta que lo caracteriza como de primera necesidad. De acuerdo a la elasticidad precio directa marshalliana, todos los bienes de los subgrupos estudiados poseen demandas normales, los subgrupos “Furniture”, “Textiles”, “Appliances” y “Maintenance” presentan una demanda elástica, mientras que en el caso de los subgrupos “Utensils” y “Garden” existe una demanda inelástica, es decir, son poco sensibles a demandas en el precio.

Abstract: In this paper we have identified the best microeconomic model to represent the preferences of Spanish consumers with respect to the category of expenditure "Furniture, furniture and equipment". We conclude that the model that most correctly fits the data is the dynamic Rotterdam model, fulfilling the assumptions of no autocorrelation and homogeneity property. According to the income elasticity, the goods belonging to the subgroups "Textiles", "Appliances", "Utensils" and "Garden" correspond to luxury goods, while the "Maintenance" subgroup has an income elasticity that characterizes it as First need. According to the Marshallian direct price elasticity, all the goods of the subgroups studied have normal demands, the subgroups "Furniture", "Textiles", "Appliances" and "Maintenance" present an elastic demand, while in the case of the subgroups "Utensils" and "Garden" there is an inelastic demand, that is, they are not very sensitive to demands in the price.

Palabras clave: Modelo microeconómico, Preferencias de Consumidores, Muebles, mobiliario y equipamiento

JEL Classification: D12, D13

1. Introducción

El estudio de los patrones de consumo de diferentes bienes es un tema relevante que genera interés pues permite obtener información que puede ser utilizada para distintas aplicaciones, ya sea en la creación o cambios de políticas públicas, así como para realizar estimaciones económicas con evidencia particular. En este caso, el estudio del consumo privado en España, en específico, del grupo de bienes “Muebles, mobiliario y equipamiento” nos permitirá obtener una visión más detallada de la evolución de los patrones de consumo que ha tenido la sociedad española en un periodo de tiempo que abarca desde el año 1980 a 2015.

El objetivo de este estudio es mostrar estadísticas descriptivas del consumo en España, en base a datos recopilados de las cuentas nacionales, abordando la estimación de los modelos microeconómicos clásicos, seleccionando el más apropiado para el grupo de bienes “Muebles, mobiliario y equipamiento”, siguiendo fundamentos económicos teóricos y empíricos descritos en la literatura (por ejemplo, Molina 1996, 2011, 2013, 2014, 2015 y García y Molina, 2017) con evidencia particular en España (Molina, 1994, 1995, 1997, 1998, 1999, 2002).¹

La OCDE define el gasto de los hogares como la cantidad del gasto de consumo final realizado por estos para satisfacer sus demandas diarias, y dentro de este consumo final es posible encontrar el grupo en estudio “Muebles, mobiliario y equipamiento”, siendo una variable importante para el análisis económico de la demanda, pues el consumo final de los hogares representa, normalmente, un 60% del producto interno bruto (PIB), entonces, el análisis de este grupo de bienes de consumo nos podría entregar información esencial sobre el seguimiento del gasto de un sector de consumo en específico, y por lo tanto del comportamiento de la población española en relación a estos bienes, así como también permitiría identificar los diversos factores económicos que llevan a niveles más altos o bajos de demanda, sin embargo, el propósito principal es estudiar cómo ha evolucionado el consumo de estos bienes en las ultimas 3 décadas.

Propondremos un modelo microeconómico que represente las preferencias de la población española, mediante la representación de dos modelos que se han utilizado ampliamente en las estimaciones empíricas de los últimos años y que siguen siendo citados en la investigación, el modelo AIDS (Sistema de Demanda Casi Ideal) y el modelo Rotterdam. Analizaremos los resultados que nos entrega cada modelo y compararemos para determinar cuál de ellos representa de mejor forma el consumo de la demanda española del grupo de bienes “Muebles, mobiliario y equipamiento” entre los años 1980 y 2015.

El modelo teórico que propondremos tendrá como propósito representar las elasticidades para que las preferencias de los consumidores españoles se muestren correctamente, y la interpretación de las elasticidades nos permitirá mostrar como ciertas variables pueden afectar los grupos de bienes analizados. Estudiaremos la elasticidad del ingreso y su evolución para saber cómo las variaciones en el ingreso afectan las cantidades demandadas, y luego, analizaremos las elasticidades de precios directas y cruzadas para ver como los cambios de precios afectan la demanda del grupo en estudio. También se distinguirán las elasticidades Marshalianas y Hicksianas

¹ Gil y Molina (2007, 2009) para Alcohol, Molina (1993, 1994, 1995, 1997) para Alimentación, Molina (1997) para Bienes de Transporte o Molina (1999) para Ocio y Molina et al. (2015, 2016, 2017) para el caso Bienes Culturales.

para apreciar los cambios en la demanda asociados a los efectos renta y sustitución, y solo con el efecto sustitución, sin reflejar como la pérdida del poder de compra real afectará las variaciones en las cantidades demandadas.

La siguiente Sección 2 es un estudio descriptivo de las variables en estudio relacionados a la demanda de bienes del grupo “muebles, mobiliario y equipamiento” en España. La sección 3 explica la metodología empleada. La sección 4 proporciona una revisión teórica de los diferentes modelos microeconómicos utilizados. La sección 5 presenta la metodología econométrica y las estimaciones del modelo más apropiado. En la Sección 6, se realiza un análisis de las elasticidades, y la Sección 7 presenta nuestras conclusiones.

2. Análisis descriptivo de la demanda del grupo “Muebles, mobiliario y equipamiento” en España.

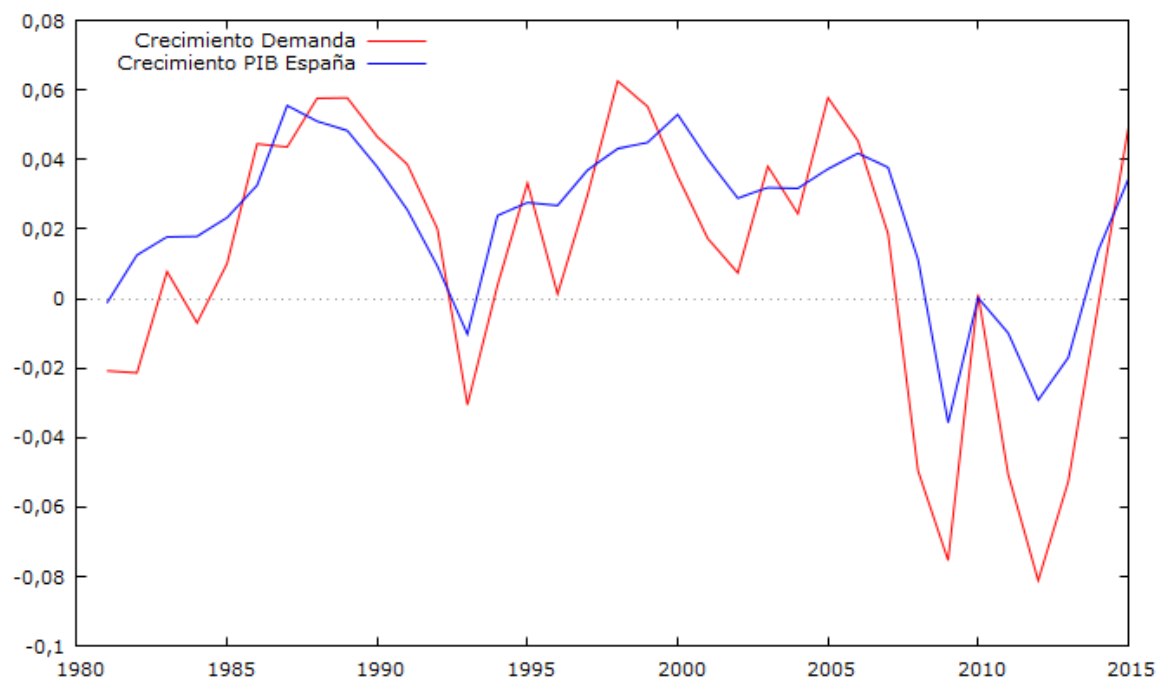
Es importante realizar un análisis descriptivo de los datos, presentando y resumiendo información, para obtener una mirada global de los datos que se utilizarán en el estudio econométrico. Para esto, tal como se menciona anteriormente, se utilizará una base de datos que nos muestra el consumo del grupo de bienes “Muebles, mobiliario y equipamiento”, el cual se divide en 6 subgrupos específicos de bienes de consumo:

1. Muebles (Furniture)
2. Textiles (Textils)
3. Accesorios (Appliances)
4. Utensilios (Utensils)
5. Jardines (Garden)
6. Mantenimiento (Maintenance)

Estos subgrupos serán analizados brevemente junto con el gasto total del grupo que componen, en un periodo comprendido entre 1980 y 2015, así como también se compararán con la tasa de crecimiento del PIB, la evolución de los precios y su relación con respecto al total del grupo de bienes de consumo, para obtener información general de los datos seleccionados.

Para comenzar con el análisis descriptivo, mostraremos el comportamiento de la variable crecimiento del PIB de España y el crecimiento de la demanda del grupo en estudio en una gráfica que nos permita para destacar algunos patrones que podrían explicarse en base a la similitud de sus comportamientos a lo largo del periodo estudiado.

Grafico 1. Crecimiento del PIB y Crecimiento demanda del grupo “Muebles, mobiliario y equipamiento”.



Elaboración propia

La grafica anterior, nos muestra una comparación entre la tasa de crecimiento del PIB y el crecimiento del consumo del grupo “Muebles, mobiliario y equipamiento” y en ella se puede distinguir que siguen un patrón similar, a pesar de existir variaciones bruscas en la demanda del grupo en ciertos años, que no tienen relación con el comportamiento del PIB, sin embargo, se podría decir que, a grandes rasgos, la tasa de crecimiento del PIB español tiene una tendencia similar a las variaciones del consumo de los bienes en estudio. Es notorio que los años con un gran crecimiento económico, reflejados en tasas de crecimiento importantes del PIB, como las del año 1987, 2000 y 2006, con un 5,5%, 5,3% y 4,2% respectivamente, incentivaron un alto consumo de este tipo de bienes, ya sea, en el mismo año, en el siguiente o el anterior, y por el contrario, los años en donde la economía española muestra un debilitamiento, incluso mostrando cifras negativas, como en el año 1993, 2009 y 2012, con caídas del -1%, -3,6% y -2,9% respectivamente, la demanda del consumo de muebles cae notoriamente más que el PIB, como en el caso de 2009 y 2012, donde la caída en el consumo del grupo de bienes en estudio es de un -7,5% y un -8,5%, caídas de consumo relevantes, que pueden ser atribuidas al mal momento económico de España en ese momento y que se reflejaron en el consumo de este tipo de bienes.

También es posible mencionar que en el periodo comprendido entre 1994 y 1997, existe una variabilidad importante en la tasa de crecimiento del consumo de bienes del grupo, que no sigue una tendencia similar a la tasa de crecimiento del PIB como en los otros años, de hecho, en este periodo se alcanzan los consumos más altos, registrados en el año 1998 y 2005, con un 6,3% y un 5,8% respectivamente, así como crecimientos bajos de consumo en los años 1996 y 2002, por lo

que podríamos decir que este es el periodo más irregular en cuanto a crecimiento del consumo de este tipo de bienes.

Luego de ver el comportamiento del grupo en relación al crecimiento del PIB, podemos analizar las variables en términos reales, utilizando como año base el 2010, presentando la media, desviación estándar y los valores mínimo y máximo de cada subgrupo de bienes de consumo.

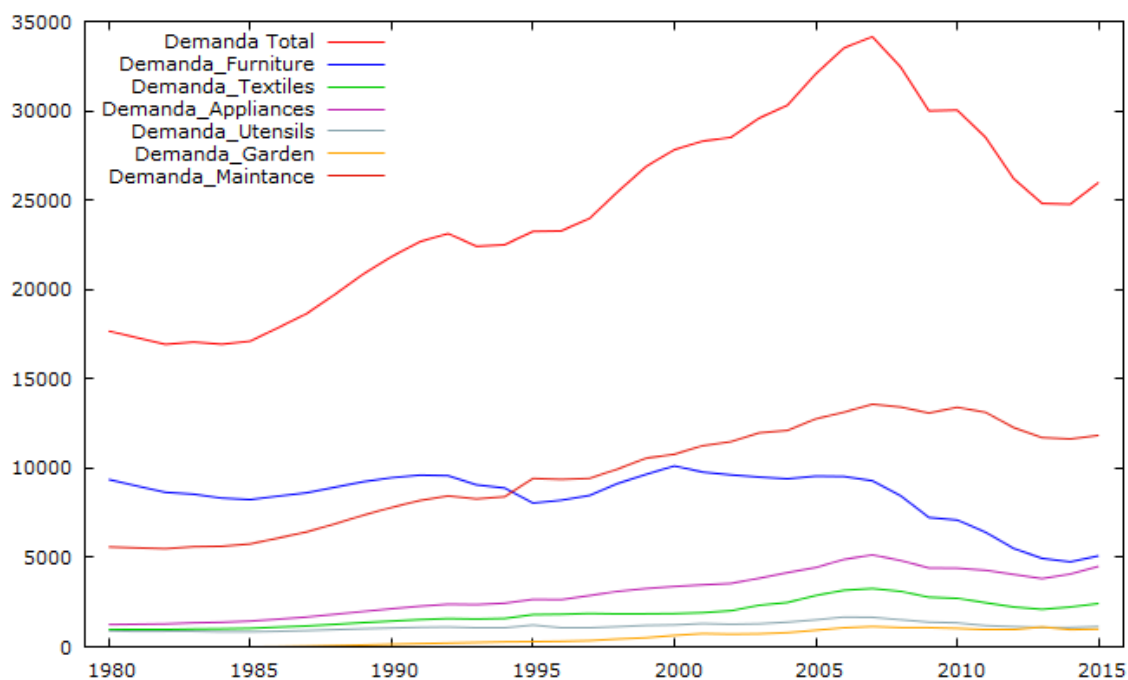
Tabla 1. Estadísticos principales de la demanda de “Muebles, mobiliario y equipamiento” (millones de euros, año base 2010).

Variable	Media	Mediana	Desviación estándar	Min	Max
Furniture	8.444	8.913	1.442	4.763	10.123
Textiles	1.886	1.852	680	975	3.273
Appliances	3.016	2.993	1.230	1.254	5.152
Utencils	1.152	1.119	223,9	844,7	1.679
Garden	510,3	401,7	424	0	1.143
Maintenance	9.664	9.692	2.795	5.497	12.579

Elaboración propia

Acá es posible ver que la media más alta del grupo de bienes de consumo en estudio la tiene el subgrupo Maintenance, seguido por Furniture, los cuales serían las categorías más importantes en cuanto a contribución de la demanda medida en millones de euros en el grupo. Con respecto a la volatilidad es posible mencionar que tanto Maintenance como Furniture tienen los valores más altos en el grupo, y por lo tanto han tenido una variación importante en su consumo en el periodo estudiado, lo que indica que los consumidores españoles son sensibles al gasto en estos bienes, y también destaca la variabilidad del subgrupo Appliances.

Grafico 2: Demanda del grupo “Muebles, mobiliario y equipamiento”, millones de euros.



Elaboración propia

Por otro lado, es notorio que la demanda del grupo ha tenido un alza constante hasta el año 2007, en donde existe un punto de quiebre, el cual puede ser atribuido a la crisis económica que se vivió en el año 2008 y que afectó gravemente el bienestar de la población española y que quedó en evidencia en la disminución de la tasa de crecimiento del PIB.

Además, el gráfico del consumo, medido en millones de euros, de cada subgrupo de los bienes en estudio muestra un incremento constante hasta el año 2007, tal como la demanda total del grupo, en donde existe un quiebre en esta tendencia, el cual fue mencionado anteriormente, atribuido a la grave crisis económica que sufrió la economía española en ese periodo. Esto a excepción del subgrupo Furniture, que muestra un comportamiento irregular a lo largo del tiempo, y que viene disminuyendo desde el año 2000, lo que también podría ser interpretado como signo de que este tipo de bienes tiene una alta sensibilidad en cuanto a consumo por parte de la población española. También es posible ratificar, que los subgrupos con mayor importancia relativa dentro del grupo son Maintenance y Furniture.

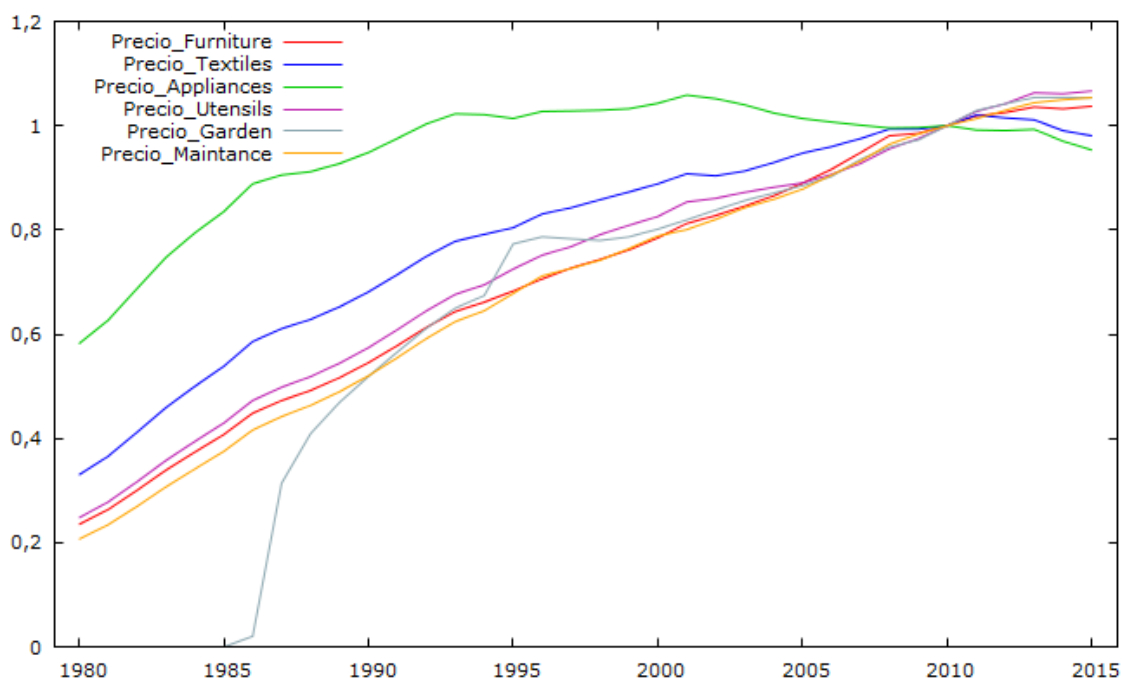
Luego de la descripción de la evolución de la demanda del grupo en estudio, es posible realizar un análisis de las estadísticas básicas de los precios de cada subgrupo, lo que nos brindará mayor información sobre las variables, antes de realizar la elección del modelo microeconómico que más se adapte a los datos.

Tabla 2: Estadísticos principales del grupo “Muebles, mobiliario y equipamiento”, año base 2010.

Variable	Media	Mediana	Desviación estándar	Min	Max
Furniture	0,7087	0,735	0,2484	0,2349	1,037
Textiles	0,7897	0,85	0,2043	0,3302	1,02
Appliances	0,9482	0,9959	0,1202	0,5817	1,059
Utencils	0,7307	0,7793	0,2446	0,2478	1,066
Garden	0,6448	0,7848	0,3678	0	1,054
Maintenance	0,6962	0,734	0,2608	0,2067	1,054

Elaboración propia

Grafico 3: Evolución de los precios del grupo “Muebles, mobiliario y equipamiento”, Año base 2010.



Elaboración propia

Acá es posible ver que el subgrupo con mayor precio promedio es Appliances, el cual tuvo su peak en precios en el año 2001 en donde tuvo un punto de quiebre y se estabilizó, seguido por textiles que tuvo un crecimiento constante en cuanto a precios hasta el año 2011. Por el contrario, el subgrupo con menor precio promedio es Garden a pesar de tener un crecimiento constante desde 1986 a 2013 en donde comenzó a estabilizar su tendencia. En cuanto a volatilidad de precios, el subgrupo que muestra una mayor variación es Garden, que a pesar de tener un precio promedio bajo, ha tenido un constante crecimiento en el tiempo. El precio más alto lo muestra el subgrupo Utensils, seguido por Appliances, y el más bajo lo muestra el subgrupo Garden y Maintenance.

3. Metodología

Para el estudio hemos utilizado datos de consumo y precios del grupo de bienes “muebles, mobiliario y equipamiento” en España durante el periodo 1980-2015, los cuales fueron obtenidos de la base de datos de OCDE.

Una vez que los datos han sido organizados, en el apartado 2 hemos realizado una descripción detallada de cómo ha sido el consumo del subgrupo muebles y equipos de la población española durante el periodo en estudio, donde este subgrupo contempla los ítems: muebles, textiles accesorios, utensilios, jardín y mantención.

Luego, en el apartado 4, se ha realizado una revisión teórica de los modelos clásicos que se han utilizado para estimar funciones de demanda, considerando el modelo de demanda casi ideal (AIDS) y el modelo de Rotterdam. En la sección 5 se muestran los métodos econométricos utilizados para la estimación del modelo.

Finalmente se han estimado estos modelos utilizando el software estadístico STATA. Los resultados empíricos obtenidos se muestran en el apartado 6.

En la sección 7 se plantean las principales conclusiones del trabajo.

4. Modelos microeconómicos

Como hemos mencionado en el punto anterior, para realizar la estimación del sistema de ecuaciones del modelo se ha utilizado el software estadístico STATA, el cual implica un nivel alto de complejidad. A través de este, se han estimado los diferentes modelos propuestos: AIDS y Rotterdam, aplicando también diferentes pruebas de especificación, para garantizar el cumplimiento de las propiedades econométricas. Dado que los datos utilizados corresponden a series temporales, es importante probar la autocorrelación conjunta del sistema, para esto se ha utilizado la prueba de Harvey (1982). Hemos realizado también pruebas de simetría y homogeneidad para cada modelo. Se selecciona el modelo que no presenta problemas de autocorrelación y que logra su objetivo con las propiedades teóricas deseadas. Finalmente hemos analizado con detalle las elasticidades de los ingresos y su evolución, así como las elasticidades de los precios directa y cruzada para el caso de las marshallianas y las hicksianas.

El primer modelo teórico y aplicación empírica para estimar sistemas de demanda fue el sistema de gasto lineal, conocido como LES, propuesto por Stone en 1954, el cual se formula a partir de una función de utilidad Stone-Geary. Desde entonces, han sido publicados muchos trabajos teóricos y empíricos orientados a capturar los patrones de demanda, entre los cuales podemos mencionar el modelo AIDS y Rotterdam, a través de los que podemos representar la demanda de un país, así como las preferencias de los consumidores.

A partir de la definición de un sistema completo de ecuaciones de demanda, también denominado genéricamente modelo unitario del consumidor, donde la cantidad demandada depende de las variables exógenas precios e ingreso disponible de los consumidores:

$$q_i = q_i(p, y); (i = 1, \dots, n)$$

Hay diferentes formas de obtener la función de preferencias. La literatura ha planteado distintas alternativas para esto. Desde una perspectiva intuitiva, existen algunas ventajas de unas formulaciones sobre otras, así, resulta más sencillo la estimación partiendo desde una función de gasto o formular directamente las funciones de demanda, sin embargo, partir de una función de utilidad o especificar la función indirecta de utilidad y a partir de esto obtener las funciones de demanda resulta ser más laborioso. Es por esto que, en este estudio nos centraremos en la primera opción, es decir, en establecer una función de gasto o en formular las funciones de demanda directamente.

El sistema de demanda casi ideal (AIDS) formulado por Deaton y Muellbauer (1980) es el modelo más conocido que parte desde una función de gasto para determinar el sistema completo de ecuaciones de demanda, siendo además este modelo uno de los más aplicados en los trabajos empíricos. Se deriva desde una función de gasto PIGLOG, que, al trabajar en logaritmos, es una función más flexible y menos restrictiva que la obtenida con el modelo LES. Por otro lado, uno de los modelos que se formulan directamente, sin una función de utilidad asociada o una función de gasto, es el Modelo de Rotterdam (Barten, 1964 y Theil, 1965).

Antes de realizar un análisis en profundidad de estos modelos, es necesario examinar ciertas propiedades desarrolladas a partir de la teoría económica. Por un lado, destacan las características y las implicaciones en el proceso de optimización del consumidor. Por otro lado, estas propiedades se pueden ver como restricciones en el modelo e impuestas en la especificación empírica. Las cinco restricciones se dividen en dos grupos distintos: las restricciones de adición de Engel y Cournot, obtenidas de la restricción presupuestaria, y las condiciones de Homogeneidad, Simetría y Negatividad, obtenidas del proceso de optimización del consumidor. Se definen de la siguiente manera:

a. Condición de adición de Engel

Cualquier variación que aparezca en el ingreso disponible del consumidor, debe ser absorbida por la variación de las cantidades demandadas sobre diferentes bienes, lo que lleva a:

$$\sum_{i=1}^n w_i e_i = 1$$

Donde w_i es el porcentaje gastado en la adquisición de Q_i y e_i la elasticidad ingreso para la demanda Q_i .

b. Condición de adición de Cournot:

Las variaciones en los precios de cualquier bien se capturan cambiando la demanda de los demás bienes, lo que significa que un cambio en el precio producirá un cambio en el equilibrio:

$$\sum_{i=1}^n w_i e_{ij}^y = -w_j ; j = 1, \dots, n$$

Donde e_{ij}^y corresponde a la elasticidad precio cruzado.

c. Condición de homogeneidad:

Las funciones de demanda $q(p, y)$ son homogéneas de grado cero tanto en precios como en ingresos, lo que significa que cuando el ingreso disponible aumenta junto con los precios, el consumidor no incrementará la cantidad demandada:

$$\sum_{i=1}^n e_{ij}^y = -e_i$$

d. Condición de simetría:

Plantea que los efectos cruzados son iguales:

$$S_{ij} = S_{ji} ; (i \neq j; i, j = 1, \dots, n)$$

e. Condición de negatividad:

Plantea que cuando el precio de un bien particular aumenta, la cantidad demandada disminuirá, y viceversa.

4.1. Sistema de demanda casi ideal (AIDS)

El sistema de demanda casi ideal (AIDS) fue propuesto en 1980 por los autores Deaton y Muellbauer, el cual a partir de una función de gasto PIGLOG caracteriza las preferencias:

$$\log c(p, u) = (1 - u) \log a(p) + u \log b(p)$$

Donde $0 < u < 1$, de forma que las funciones linealmente homogéneas $a(p)$ y $b(p)$ pueden interpretarse como el gasto de subsistencia ($u=0$) y aquél que corresponde a una situación de máxima satisfacción ($u=1$). Los autores eligen trabajar con $\log a(p)$ y $\log b(p)$, de tal manera que la función de gasto resultante sea una forma flexible:

$$\log a(p) = \alpha_o + \sum_k^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k^n \sum_j^n \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_o \prod_k p_k^{\beta_k}$$

Sustituyendo se obtiene la siguiente función:

$$\begin{aligned}
\log c(p, u) &= \log a(p) - u \log a(p) + u \log b(p) = \\
&= \log a(p) - u \log a(p) + u \log a(p) + u \beta_o \prod_k p_k^{\beta_k} = \\
&= \log a(p) + u \beta_o \prod_k p_k^{\beta_k} \\
\log c(p, u) &= \alpha_o + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_o \prod_k p_k^{\beta_k}
\end{aligned}$$

Siendo α_i , β_i y γ_{kj}^* parámetros.

Las funciones de demanda se obtienen aplicando el teorema de Hotelling a la función de costes:

$$\frac{\partial c(p, u)}{\partial p_i} = h_i$$

Multiplicando ambos lados de la igualdad por $\frac{p_i}{c(p, u)}$:

$$\frac{\partial c(p, u)}{\partial p_i} \frac{p_i}{c(p, u)} = \frac{\partial \log c(p, u)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i h_i}{c(p, u)} = w_i$$

Donde w_i es la participación presupuestaria en el bien i.

Para obtener esta derivada logarítmica, la función se debe desarrollar de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
\log c(p, u) &= \alpha_o + \alpha_1 \log p_1 + \dots + \alpha_i \log p_i + \dots + \alpha_n \log p_n + \\
&+ \frac{1}{2} \gamma_{11}^* (\log p_1)^2 + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{1i}^* \log p_1 \log p_i + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{1n}^* \log p_1 \log p_n + \\
&+ \frac{1}{2} \gamma_{21}^* \log p_2 \log p_1 + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{2i}^* \log p_2 \log p_i + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{2n}^* \log p_2 \log p_n + \dots + \\
&+ \frac{1}{2} \gamma_{i1}^* \log p_i \log p_1 + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{ii}^* \log(p_i)^2 + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{in}^* \log p_i \log p_n + \dots + \\
&+ \frac{1}{2} \gamma_{n1}^* \log p_n \log p_1 + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{ni}^* \log p_n \log p_i + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{nn}^* (\log p_n)^2 + \\
&+ u \beta_o p_1^{\beta_1} p_2^{\beta_2} \dots p_i^{\beta_i} \dots p_n^{\beta_n}
\end{aligned}$$

Luego, derivando:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \log c(p, u)}{\partial \log p_i} = & \alpha_i + \frac{1}{2} \gamma_{1i}^* \log p_1 + \frac{1}{2} \gamma_{2i}^* \log p_2 + \dots + \gamma_{ii}^* \log p_i + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{ni}^* \log p_n + \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{i1}^* \log p_1 + \frac{1}{2} \gamma_{i2}^* \log p_2 + \dots + \frac{1}{2} \gamma_{in}^* \log p_n + \dots + u \beta_o p_1^{\beta_1} \dots p_n^{\beta_n} \frac{\partial (p_i^{\beta_i})}{\partial \log p_i}\end{aligned}$$

Dado que:

$$\frac{\partial (p_i^{\beta_i})}{\partial \log p_i} = \frac{\partial (p_i^{\beta_i})}{\partial p_i} \frac{\partial p_i}{\partial \log p_i} = \beta_i p_i^{\beta_i-1} p_i = \beta_i p_i^{\beta_i}$$

Así, obtenemos:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_o \prod_k^n p_k^{\beta_k}$$

Siendo:

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$$

El agente racional gastará íntegramente su renta:

$$y = c(p, u) \rightarrow \log y = \log c(p, u)$$

$$\log c(p, u) = \alpha_o + \sum_k^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k^n \sum_j^n \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_o \prod_k^n p_k^{\beta_k}$$

Donde:

$$u \beta_o \prod_k^n p_k^{\beta_k} = \log y - \alpha_o - \sum_k^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_k^n \sum_j^n \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j$$

Y, sustituyendo en las demandas hicksianas, obtenemos las marshallianas:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \left[\log y - \alpha_o - \sum_k^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_k^n \sum_j^n \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \right]$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_j^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \frac{y}{P} \quad (i = 1, \dots, n)$$

$$\log P = \alpha_o + \sum_k^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k^n \sum_j^n \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j$$

De esta manera, el AIDS para n bienes incluye n ecuaciones con $n+2$ parámetros por ecuación:

$$\begin{cases} w_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \log p_1 + \gamma_{12} \log p_2 + \dots + \gamma_{1i} \log p_i + \dots + \gamma_{1n} \log p_n + \beta_1 \log \frac{y}{p} \\ w_2 = \alpha_{12} + \gamma_{21} \log p_1 + \gamma_{22} \log p_2 + \dots + \gamma_{2i} \log p_i + \dots + \gamma_{2n} \log p_n + \beta_2 \log \frac{y}{p} \\ \dots \\ w_n = \alpha_{n1} + \gamma_{n1} \log p_1 + \gamma_{n2} \log p_2 + \dots + \gamma_{ni} \log p_i + \dots + \gamma_{nn} \log p_n + \beta_n \log \frac{y}{p} \end{cases}$$

Las restricciones que la teoría impone sobre el modelo son la agregación, homogeneidad, simetría y negatividad, las cuales se pueden verificar contrastando ciertas restricciones lineales sobre los parámetros del sistema.

En primer lugar, la condición de agregación exige:

$$\sum_i^n w_i = 1 \rightarrow \sum_i^n \alpha_i = 1; \sum_i^n \gamma_{ij} = \sum_i^n \beta_i = 1 \quad (j = 1, \dots, n)$$

En segundo lugar, la propiedad de homogeneidad establece que las funciones son homogéneas de grado cero en precios y renta, dado $\theta > 0$:

$$w_i(\theta p, \theta y) = w_i(p, y) \rightarrow \sum_j^n \gamma_{ij} = 0 \quad (i = 1, \dots, n)$$

En tercer lugar, la simetría impone que:

$$S_{ij} = S_{ji} \rightarrow \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (i \neq j; i, j = 1, \dots, n)$$

Por último, la condición de negatividad establece que la matriz de efectos de sustitución cruzados $\{S_{ij}\}$ se semi-definida negativa. Esta restricción, a diferencia de las anteriores, no puede ser impuesta como restricción sobre los parámetros del modelo, sin embargo, podemos contrastar dicha condición utilizando los parámetros estimados.

Luego, podemos obtener las expresiones de las elasticidades. Comenzamos con la elasticidad precio. Dado que:

$$q_i = \frac{y w_i}{p_i}$$

$$e_{ij} = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} = \frac{\partial \log y}{\partial \log p_j} + \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} - \frac{\partial \log p_i}{\partial \log p_j} = -\delta_{ij} + \frac{\partial \log y}{\partial \log p_j} + \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j}$$

A partir de esta expresión, podemos obtener las elasticidades precio marshallianas considerando

$$\frac{\partial \log y}{\partial \log p_i} = 0$$

$$e_{ij}^y = -\delta_{ij} + \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j}$$

Por lo tanto, las elasticidades precio marshallianas serán:

$$e_{ij}^y = -\delta_{ij} + \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} \frac{1}{w_i} = -\delta_{ij} \left[\gamma_{ij} - \beta_i \frac{\partial \log P}{\partial \log p_j} \right] \frac{1}{w_i}$$

$$\frac{\partial \log P}{\partial \log p_j} = \alpha_j + \sum_k^n \gamma_{kj} \log p_k$$

Por otro lado, la elasticidad renta vendrá dada por:

$$e_i = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log y} = 1 + \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Finalmente, las elasticidades precio hicksianas serán:

$$e_{ij}^u = e_{ij}^y + e_i w_j \quad (i = 1, \dots, n)$$

4.2. Modelo de Rotterdam

El otro modelo que se aplicará en este trabajo es el modelo de Rotterdam, el cual no está asociado a ninguna función de utilidad concreta. Fue propuesto inicialmente por Barten (1964) y Theil (1965).

Este modelo parte de un sistema de demanda general que se aproxima directamente mediante su diferenciación logarítmica:

$$q_i = q_i(p, y) \quad (i = 1, \dots, n)$$

$$d \log q_i = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_1} d \log p_1 + \dots + \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_n} d \log p_n + \frac{\partial \log q_i}{\partial \log y} d \log y$$

$$= \sum_j^n \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} d \log p_j + \frac{\partial \log q_i}{\partial \log y} d \log y$$

$$d \log q_i = \sum_j^n e_{ij}^y d \log p_j + e_i d \log y$$

Siendo e_{ij}^y y e_i la elasticidad precio marshalliana y la elasticidad renta respectivamente.

Para obtener la ecuación de demanda, recordamos que la ecuación de Slutsky es $e_{ij}^u = e_{ij}^y - w_j e_i$.

Sustituyendo:

$$\begin{aligned}
d \log q_i &= \sum_j^n e_{ij}^u d \log p_j + e_i d \log y - \sum_j^n w_j e_i \log p_j = \\
&= \sum_j^n e_{ij}^u d \log p_j + e_i \left[d \log y - \sum_j^n w_j \log p_j \right]
\end{aligned}$$

Y multiplicando ambos lados por w_i :

$$w_i d \log q_i = \sum_j^n w_i e_{ij}^u d \log p_j + w_i e_i \left[d \log y - \sum_j^n w_j d \log p_j \right]$$

Siendo ahora:

$$\begin{aligned}
\theta_{ij}^* &= w_i e_{ij}^u = \frac{p_i q_i p_j}{y q_i} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right)_u = \frac{p_i p_j}{y} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right)_u \\
\mu_j &= w_j e_i = \frac{p_j q_j y}{y q_i} \frac{\partial q_i}{\partial y} = p_j \frac{\partial q_i}{\partial y}
\end{aligned}$$

Entonces:

$$w_i d \log q_i = \sum_j^n \theta_{ij}^* d \log p_j + \mu_j \left[d \log y - \sum_j^n w_j d \log p_j \right]$$

El término entre corchetes es $d \log \bar{y}$. Para verlo, diferenciamos la ecuación presupuestaria:

$$\begin{aligned}
y &= \sum_j^n p_j q_j \\
dy &= \sum_j^n p_j dq_j + \sum_j^n q_j dp_j \rightarrow \frac{dy}{y} = \sum_j^n \frac{p_j q_j}{y} \frac{dq_j}{q_j} + \sum_j^n \frac{q_j q_j}{y} \frac{dp_j}{p_j} \rightarrow \\
&\rightarrow d \log y = \sum_j^n w_j d \log q_j + \sum_j^n w_j d \log p_j = d \log q + d \log p
\end{aligned}$$

Por tanto:

$$d \log \bar{y} = d \log y - d \log p = d \log y - \sum_j^n w_j d \log p_j$$

Consiguientemente, el Modelo de Rotterdam viene expresado por:

$$w_i d \log q_i = \sum_j^n \theta_{ij}^* d \log p_j + \mu_j d \log \bar{y}$$

$$w_i d \log q_i = \theta_{i1}^* d \log p_1 + \dots + \theta_{in}^* d \log p_n + \mu_j d \log \bar{y} \quad (i = 1, \dots, n)$$

De esta forma, el sistema completo de ecuaciones de demanda Rotterdam para n bienes incluye n ecuaciones con n+1 parámetros por ecuación:

$$\begin{cases} w_1 d \log q_1 = \theta_{11}^* d \log p_1 + \dots + \theta_{1n}^* d \log p_n + \mu_1 d \log \bar{y} \\ w_2 d \log q_2 = \theta_{21}^* d \log p_1 + \dots + \theta_{2n}^* d \log p_n + \mu_2 d \log \bar{y} \\ \dots \\ w_n d \log q_n = \theta_{n1}^* d \log p_1 + \dots + \theta_{nn}^* d \log p_n + \mu_n d \log \bar{y} \end{cases}$$

Las condiciones teóricas a imponer pueden también verificarse contrastando algunas restricciones lineales sobre los coeficientes del modelo:

$$\sum_i^n \mu_i = 1, \sum_i^n \theta_{ij}^* = 0 \quad (j = 1, \dots, n) \quad \text{Adding - up}$$

$$\sum_j^n \theta_{ij}^* = 0 \quad (i = 1, \dots, n) \quad \text{Homogeneity}$$

$$\theta_{ij}^* = \theta_{ji}^* (j, i = 1, \dots, n) \quad \text{Symmetry}$$

Finalmente, a partir de las expresiones obtenidas, podemos especificar fácilmente las elasticidades gasto y elasticidades precio marshallianas y hicksianas. En primer lugar, recordamos que $\theta_{ij}^* = w_i e_{ij}^u$, por tanto la elasticidad precio hicksiana será:

$$e_{ij}^u = \frac{\theta_{ij}^*}{w_i} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

Análogamente, de $\mu_i = w_i e_i$, obtenemos la expresión de la elasticidad gasto:

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} \quad (i = 1, \dots, n)$$

Finalmente, la ecuación de Slutsky nos permite obtener la elasticidad precio marshalliana:

$$e_{ij}^y = e_{ij}^u - w_j e_i \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

5. Métodos econométricos

5.1. Estimación SURE

La estimación econométrica de los modelos que han sido explicados en el punto anterior, comienza con la especificación general. La formulación estocástica se ha obtenido agregando una perturbación por ecuación. Estas perturbaciones μ_i representan variables estocásticas que recopilan los cambios en las preferencias, errores de la media en la variable dependiente y el efecto en las variables omitidas:

$$\begin{cases} w_1 = w_1(p_1, p_2, \dots, p_n, y) + u_1 \\ w_2 = w_2(p_1, p_2, \dots, p_n, y) + u_2 \\ \dots \\ w_n = w_n(p_1, p_2, \dots, p_n, y) + u_n \end{cases}$$

Algunas de las propiedades teóricas que debe cumplir un sistema completo de ecuaciones de demanda implican ciertas restricciones en el modelo, siendo un ejemplo, la condición de agregación

$$\sum \mu_i = 0$$

Por lo tanto, a partir de las n ecuaciones del sistema, sólo $n-1$ serán independientes. Para evitar la singularidad de la matriz de varianza, se debe eliminar una ecuación del sistema inicial y estimar el subsistema de las $n-1$ ecuaciones:

$$\begin{cases} w_1 = w_1(p_1, p_2, \dots, p_n, y) + u_1 \\ w_2 = w_2(p_1, p_2, \dots, p_n, y) + u_2 \\ \dots \\ w_{n-1} = w_{n-1}(p_1, p_2, \dots, p_n, y) + u_{n-1} \end{cases}$$

Expresando este subsistema de ecuaciones en forma matricial, sería:

$$\begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \dots \\ w_{n-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X & & & \\ & X & & \\ & & \dots & \\ & & & X \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_{n-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_{n-1} \end{bmatrix}$$

La estimación de este modelo como $w = X\beta + \mu$ por OLS, no es óptimo si se consideran las suposiciones normales de errores con media cero. La correlación contemporánea implica que las variables endógenas están interrelacionadas en cada momento del tiempo mediante sus componentes estocásticos. Por otro lado, la no existencia de correlación en serie implica que las variables endógenas no están relacionadas entre sí en diferentes momentos del tiempo.

$$E(u_{it}^2) = \sigma_{ii}, \forall i \text{ and } \forall t, \quad E(u_{it}, u_{jt}) = \sigma_{ij}, \forall i, j \text{ and } \forall t$$

$$E(u_{it}, u_{is}) = 0, \forall i \text{ and } \forall t \neq s, \quad E(u_{it}, u_{js}) = 0, \forall i, j \text{ and } \forall t \neq s$$

Por lo tanto, $E(u) = 0$, y la matriz de varianza y covarianza $E(uu') = \Sigma \otimes V = I_T$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{2n} \\ \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \sigma_{nn} \end{bmatrix}$$

Al existir correlación contemporánea, significa que las variables endógenas del modelo contienen información importante sobre las demás variables, por lo que estimar las variables conjuntamente proporcionará más información, siendo más eficiente que trabajar con las variables por separado. Por lo tanto, podemos beneficiarnos de la información proporcionada por la correlación existente entre los términos del error. De acuerdo a esto, el sistema de ecuaciones de demanda debe considerarse como un grupo y estimarse por mínimos cuadrados generalizados (GLS). El estimados GLS de β es:

$$b^* = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}Y$$

Siendo

$$V^{-1} = \sum I_T$$

De acuerdo a lo propuesto por Zellner (1962), este problema se resuelve en dos etapas, sustituyendo b^* por una estimación obtenida de los residuos, el cual se denomina SURE (ecuaciones de regresión aparentemente no relacionadas):

$$\widehat{b}^* = (X'\hat{V}^{-1}X)^{-1}X'\hat{V}^{-1}W$$

Este método de estimación conjunta, SURE, proporciona estimadores eficientes y equivalentes asintóticos a los obtenidos a través del método de máxima probabilidad con información completa.

Una vez estimado este modelo, se deben aplicar pruebas de especificación para asegurar que el sistema cumpla con las propiedades econométricas deseadas, asegurando que los residuos se puedan ajustar a la estructura típica del ruido blanco. En este caso particular, dado que los datos son una serie de tiempo, es necesario probar la autocorrelación conjunta del sistema, pudiéndose utilizar la prueba de Harvey (1982) y la estadística ρ . La prueba de Harvey (1982) comienza con el modelo inicial expresado en términos generales. Primero se obtiene la regresión residual para cada una de las ecuaciones estimadas en el modelo inicial, con sus valores rezagados un periodo. La hipótesis nula de no autocorrelación será rechazada cuando el valor del estadístico de Harvey sea mayor que el valor crítico en las tablas de distribución χ^2 .

5.2. Estimación del modelo

La primera estimación realizada corresponde a la versión estática del AIDS:

$$\begin{cases} w_{1t} = \alpha_{10} + \gamma_{11} \log p_{1t} + \dots + \beta_{1n+1} \log \left(\frac{Y_t}{P_t^*} \right) + u_{1t} \\ w_{2t} = \alpha_{20} + \gamma_{21} \log p_{1t} + \dots + \beta_{2n+1} \log \left(\frac{Y_t}{P_t^*} \right) + u_{2t} \\ \dots \\ w_{n-1t} = \alpha_{n-10} + \gamma_{n-11} \log p_{1t} + \dots + \beta_{n-1n+1} \log \left(\frac{Y_t}{P_t^*} \right) + u_{n-1t} \end{cases}$$

Comenzamos analizando la existencia de autocorrelación realizando la prueba de Harvey, arrojando como resultado un $H=7,6579$, con un p-valor igual a 0,1761. De acuerdo a esto, aceptamos la hipótesis nula, por lo que no existe autocorrelación.

Luego, debemos probar la hipótesis teórica de homogeneidad y simetría para nuestro modelo. Como resultados obtenemos un p-valor de 0 en ambos casos, por lo que rechazamos la hipótesis nula de homogeneidad y simetría.

De acuerdo a estos resultados obtenidos, la versión estática del AIDS no satisface los requisitos mínimos, utilizando la serie de datos temporales de España para el periodo 1980-2015 del subgrupo muebles y equipos. Es por esto que este modelo no puede utilizarse para obtener conclusiones significativas. Así, realizaremos las pruebas utilizando la versión dinámica del AIDS.

En este caso, al realizar la prueba de Harvey, se obtiene un $H= 11,6562$, con un p-valor de 0,0398, por lo que, con un nivel de significancia de 5%, rechazamos la hipótesis nula, existiendo autocorrelación. Respecto de la hipótesis teórica de homogeneidad y simetría, nuevamente los resultados obtenidos en ambas pruebas nos entregan p-valor en torno a 0, por lo que rechazamos la hipótesis nula de homogeneidad y simetría. De acuerdo a estos resultados este modelo no cumple los requisitos, por lo que no es válido para este estudio.

Se continuará el análisis estimando del modelo de Rotterdam versión estática, siguiendo el mismo proceso anterior:

$$\begin{cases} w_{1t} d \log q_{1t} = \theta_{11}^* d \log p_{1t} + \dots + \mu_1 d \log \bar{y}_t + u_1 \\ w_{2t} d \log q_{2t} = \theta_{21}^* d \log p_{1t} + \dots + \mu_2 d \log \bar{y}_t + u_2 \\ \dots \\ w_{n-1t} d \log q_{n-1t} = \theta_{n-11}^* d \log p_{1t} + \dots + \mu_{n-1} d \log \bar{y}_t + u_{n-1t} \end{cases}$$

En este modelo, la prueba de Harvey arroja un valor $H= 3,3225$, con un p-valor de 0,6504, por lo que se acepta la hipótesis nula, no existiendo autocorrelación. Respecto de la hipótesis teórica de

homogeneidad, la prueba arroja un p-valor de 0,0084 y la prueba de simetría arroja un p-valor de 0, rechazando ambas hipótesis, por lo que concluimos que este modelo no satisface los requisitos mínimos y no es válido para este estudio.

De acuerdo a esto, el próximo paso será estimar el modelo de Rotterdam en su versión dinámica, para observar si el modelo cumple con las propiedades teóricas deseadas. La prueba de Harvey para medir la autocorrelación arroja un valor $H=2,9205$, con un p-valor de 0,7122, por lo que aceptamos la hipótesis nula, no existiendo autocorrelación. Luego, la hipótesis teórica de homogeneidad arroja un p-valor de 0,6199, por lo que en este caso se acepta la hipótesis nula, el modelo es homogéneo, no así la prueba de simetría, que arroja un p-valor de 0, rechazando la hipótesis nula. Debido a que esta última propiedad no se cumple, hemos decidido continuar el análisis agregando a este último modelo dos retardos. La prueba de Harvey en este caso nos entrega un $H= 1,1023$ y un p-valor de 0,9539, por lo que aceptamos la hipótesis nula, no existiendo autocorrelación entre los datos. Respecto de la hipótesis teórica de simetría, nuevamente el p-valor es 0 y, en el caso de la prueba de homogeneidad el p-valor es de 0,5009, por lo que se acepta la hipótesis nula, el modelo es homogéneo, sin embargo, dado que tanto el modelo de Rotterdam dinámico con un retardo como con dos retardos no presentan problemas de autocorrelación, y el p-valor de la prueba de homogeneidad es mayor en el modelo de Rotterdam dinámico con un retardo, concluimos que el modelo que más se asemeja al grupo de gasto muebles y equipos en España durante el periodo 1980-2015 es el modelo de Rotterdam dinámico con un retardo, a pesar de no cumplir con el requisito de simetría.

6. Resultados empíricos

A continuación, estudiaremos las elasticidades obtenidas en el estudio, utilizando el modelo de Rotterdam dinámico seleccionado en la sección previa. Se evaluarán las elasticidades renta, observando cómo ha sido su evolución a lo largo de los años, así como las elasticidades precio Marshallianas y Hicksianas.

Respecto a la elasticidad renta, se define como la variación porcentual producida en la cantidad demandada de un bien o servicio cuando existe una variación en la renta disponible del consumidor, manteniéndose el resto de las variables constante.

En la siguiente tabla se muestran los valores de las elasticidades renta obtenidas y su evolución en el periodo en estudio, que representan las preferencias de los consumidores españoles con respecto al grupo “muebles, mobiliario y equipamiento” y los subgrupos que la componen.

Tabla 3: Elasticidades Renta “Muebles, mobiliario y equipamiento”.

Elasticidad renta	1980	1990	2000	2010	2015	Media
Furniture	0,72	0,87	1,03	1,57	1,90	1,04
Textiles	1,87	1,54	1,51	1,11	1,08	1,36
Appliances	2,43	1,74	1,40	1,15	0,97	1,43
Utensils	1,12	1,15	1,26	1,23	1,25	1,18
Garden	-	3,53	1,04	0,69	0,62	1,31
Maintenance	0,90	0,79	0,73	0,63	0,61	0,72

Las elasticidades renta media obtenidas de todos los subgrupos estudiados son mayores a cero, por lo tanto, pueden ser clasificados como bienes normales, y ante una variación de la renta de los consumidores españoles, la demanda de estos bienes debería variar en la misma dirección del cambio en la renta, es decir, si la renta aumenta, la demanda de estos bienes aumenta. Lo mismo ocurre, cuando se analizan las elasticidades a lo largo del periodo, siendo todas mayores a cero, por lo tanto, todos los subgrupos se comportaron como bienes normales.

Ahora, estudiando la media de cada subgrupo es posible clasificar a “Maintenance” como bienes de primera necesidad, pues muestra una elasticidad renta media de 0,72, valor que ha ido disminuyendo desde 1980 al 2015, pasando de 0,9 a 0,61 respectivamente, por lo tanto, serían bienes que a lo largo del tiempo se han transformado en esenciales para el consumidor español.

Por otro lado, los subgrupos, “Textiles”, “Appliances”, “Utensils” y “Garden” presentan elasticidades renta media superiores a 1, precisamente, 1,36, 1,43, 1,18 y 1,31 respectivamente, por lo que pueden ser clasificados como bienes de lujo, es decir, ante pequeños cambios en la renta disponible de los consumidores se producirán mayores variaciones en la cantidad demandada. Sin embargo, estos diferentes subgrupos han tenido evoluciones dispares durante el periodo analizado.

Finalmente, en el caso del subgrupo “Furniture”, la elasticidad renta media es de 1,04, por lo que puede ser clasificada como bienes con elasticidad unitaria, esto implica que la demanda de estos aumentará o disminuirá en la misma proporción que lo hace la renta disponible del consumidor, es decir, los bienes de este subgrupo, no son bienes necesarios, pero tampoco son bienes de lujo. Sin embargo, si analizamos su evolución en el tiempo, esta ha mostrado variaciones importantes en cuanto a su elasticidad y clasificación para el consumidor, pues en el año 1980, la elasticidad de estos bienes era de 0,72, es decir eran considerados como bienes de primera necesidad, pero este valor ha ido aumentando constantemente, llegando a una elasticidad renta de 1,9 en el año 2015, por lo que podría ser clasificado como un bien de lujo.

Luego, analizaremos las elasticidades precio, las cuales se pueden definir como la variación en la cantidad demandada de un bien o servicio cuando existen variaciones en el precio. Así, también se da la elasticidad precio cruzada, la cual se genera ante variaciones en las cantidades demandadas de un bien cuando hay cambios en los precios en otros bienes diferentes.

Además, hay que hacer la distinción entre elasticidades precio Marshallianas y Hicksianas, para lo que hay que tener en cuenta que cuando varía el precio de un producto surgen dos efectos posibles, el efecto sustitución y el efecto renta. El primero, se da cuando aumenta el precio de un bien o servicio y el consumidor responde disminuyendo la cantidad demandada de este producto e intentará reemplazarlo por otro o modifica la canasta de bienes comprando otros productos. El efecto renta se da cuando un servicio o producto aumenta su precio y el consumidor desea continuar comprando la misma cantidad o al menos parte de lo que compró anteriormente, lo que generaría un efecto negativo en los ingresos, pues el consumidor tendrá menos poder de compra real, no así el nominal, y tendrá que disminuir el gasto en ciertos bienes o en el mismo bien que ha aumentado su precio, pero esta disminución no se asocia al aumento de precio, sino que a la disminución del poder adquisitivo real. El consumidor tendrá menos dinero para gastar en bienes y

probablemente comprará menos de todo. Ambos efectos, sustitución y renta son tomados en cuenta por las elasticidades precio Marshallianas, en cambio, la elasticidad precio Hicksiana solo recoge el efecto renta.

Primero analizaremos la elasticidad precio Marshallianas. En la tabla se muestran las elasticidades precio directas y cruzadas obtenidas en el estudio de las variables del grupo “muebles, mobiliario y equipamiento” para el periodo 1980-2015.

Tabla 4: Elasticidades Precio Marshalliana “Muebles, mobiliario y equipamiento”.

Elasticidad Precio Marshalliana	Furniture	Textiles	Appliances	Utensils	Garden	Maintenance
Furniture	-2,44	1,43	1,93	-2,14	-0,39	-0,35
Textiles	3,41	-2,84	-2,31	-2,10	0,23	2,56
Appliances	1,81	-1,21	-3,23	0,76	-0,14	0,12
Utensils	2,23	-2,21	-0,84	-0,30	0,14	-0,02
Garden	2,11	2,34	7,98	-5,90	-0,31	-3,40
Maintenance	0,11	-0,86	-1,41	2,00	0,01	-1,09

Elaboración propia

En el caso de las elasticidades precio directa, mirando la diagonal de la tabla, se muestra que los valores de los subgrupos son todos negativos, es decir, son todos bienes clasificados como normales, y ante un aumento del precio de cada subgrupo, su demanda se verá disminuida. Además, viendo las elasticidades en valores absolutos, los subgrupos, Furniture, Textiles, Appliances y Maintenance muestran valores mayores a 1, por lo tanto, presentan una demanda elástica, es decir, son demandas sensibles ante variaciones en el precio. Por ejemplo, para el caso del subgrupo Furniture, la demanda disminuirá en un 2,44% cuando sus precios aumenten un 1%. En el caso, de los subgrupos Utensils y Garden, se muestra una elasticidad directa en valor absoluto entre 0 y 1, esto quiere decir que su demanda es inelástica, por lo tanto, es poco sensible a variaciones ante un cambio en el precio.

Ahora, podemos clasificar las elasticidades precio cruzadas Marshallianas mediante los valores entregados por la tabla. La teoría dice que, para poder clasificar estas elasticidades, es necesario ver el valor de las elasticidades directas de cada bien, en este caso todos los bienes tienen elasticidades directas menores a cero, por lo tanto, para ver la clasificación de las elasticidades cruzadas, tenemos que considerar si estas son menores a cero, siendo bienes complementarios brutos, si son iguales a cero, siendo bienes independientes brutos, o si son mayores a cero, siendo en este caso bienes sustitutivos brutos. En este caso, podemos tomar como ejemplo el subgrupo Furniture, el cual muestra que es sustitutivo bruto de los subgrupos Textiles y Appliances, por tener elasticidades precio cruzadas mayores a cero, y es complementario bruto de los subgrupos Utensils, Garden y Maintenance por tener una elasticidad precio cruzada mayor a cero. En el caso del subgrupo Maintenance, se muestran elasticidades precio cruzadas menores a cero con respecto a Textiles y Appliances, siendo bienes complementarios brutos, y muestra valores mayores a cero con respecto a Furniture y Utensils, por lo tanto, se comportan como bienes sustitutivos brutos. Además, existe una elasticidad precio cruzada con un valor en torno a cero, específicamente con el subgrupo Garden, por lo cual pueden ser clasificados como bienes independientes brutos.

Con esto, es posible centrar nuestra atención en las elasticidades precio Hicksianas que aparecen en la siguiente tabla.

Tabla 5: Elasticidades Precio Hicksiana “Muebles, mobiliario y equipamiento”.

Elasticidad Precio Hicksiana	Furniture	Textiles	Appliances	Utensils	Garden	Maintenance
Furniture	-2,07	1,80	2,30	-1,77	-0,02	0,02
Textiles	3,90	-2,74	-2,15	-2,04	0,05	3,09
Appliances	2,33	-1,10	-3,06	0,83	-0,11	0,68
Utensils	2,65	-2,13	-0,70	-0,25	0,16	0,43
Garden	2,57	2,44	8,13	-5,84	-0,29	-2,89
Maintenance	0,01	-0,66	-1,09	2,09	0,04	-0,73

Elaboración propia

Mirando la diagonal de la tabla, que corresponde a las elasticidades precio directa Hicksianas, se nota que todos los subgrupos tienen valores menores a cero, por lo tanto, son considerados como bienes normales, tal como fueron clasificados con las elasticidades precio directa Marshallianas. Sin embargo, en este caso, el subgrupo Maintenance, paso de tener una demanda elástica a tener una demanda inelástica, es decir, ante un aumento de los precios de un 1%, la demanda de este grupo disminuirá un 0,73%. El resto de los subgrupos mantiene su clasificación en relación a lo analizado previamente con las elasticidades precio directas Marshallianas. Debemos tener en cuenta que la elasticidad precio Hicksiana solo incorpora el efecto sustitución de las elasticidades.

Además, respecto de las elasticidades precio cruzadas, estas pueden tomar un valor menor a cero, siendo en este caso, bienes complementarios netos, y si las elasticidades cruzadas toman valores positivos, pasan a ser bienes sustitutivos netos. En el caso, de ser elasticidades con valores iguales a cero, pasarían a ser bienes independientes netos. Por ejemplo, para el caso del subgrupo Furniture, se muestran elasticidades precio cruzadas mayores a cero con respecto a los subgrupos Textiles y Appliances, por lo que son bienes sustitutivos netos, y muestra valores negativos con respecto a Utensils, por lo tanto, son bienes complementarios netos. Además, hay elasticidades precio cruzadas con valores en torno a cero en los subgrupos Garden y Maintenance, por lo tanto, pueden ser clasificados como bienes independientes netos.

7. Conclusión

Luego de haber realizado las estimaciones tanto para el modelo AIDS como para el modelo Rotterdam, utilizando datos de demanda y precios de los consumidores españoles, en un periodo comprendido entre 1980 y 2015, para la categoría de gasto “Muebles, mobiliario y equipamiento” y los subgrupos que la componen, concluimos que el modelo que se ajusta más correctamente a los datos utilizados, es el modelo de Rotterdam dinámico, cumpliendo con las hipótesis de no autocorrelación y la propiedad de homogeneidad, a pesar de no cumplir con la propiedad de simetría, sin embargo, es el modelo que muestra un mayor ajuste que el resto de modelos probados, por lo tanto es el que se utilizó para estimar las elasticidades de los bienes estudiados.

De acuerdo a esto, las elasticidades medias obtenidas por el modelo de Rotterdam dinámico, han mostrado los siguientes resultados:

1. Elasticidad Renta.

- De acuerdo a la elasticidad renta, todos los subgrupos estudiados pueden ser clasificados como bienes normales, es decir ante aumentos de la renta, la demanda de estos bienes también aumenta.
- Los bienes pertenecientes a los subgrupos “textiles”, “Appliances”, “Utensils” y “Garden” corresponde a bienes de lujo, es decir, ante pequeños cambios en la renta disponible de los consumidores, se producirán mayores variaciones en la cantidad demandada de estos bienes.
- El subgrupo Furniture muestra una elasticidad renta unitaria, por lo tanto, la cantidad demandada de estos bienes variará en la misma proporción que lo haga la renta del consumidor.
- El subgrupo Maintenance tiene una elasticidad renta que lo caracteriza como de primera necesidad, por lo tanto, los bienes de esta categoría se consideran como un bien esencial por parte de los consumidores.

2. Elasticidad Precio Marshalliana.

- De acuerdo a la elasticidad precio directa marshalliana, todos los bienes de los subgrupos estudiados corresponden a bienes normales, es decir ante un aumento de los precios, la demanda de estos bienes se verá disminuida.
- La elasticidad precio directa, nos revela que los subgrupos Furniture, Textiles, Appliances y Maintenance presentan una demanda elástica, es decir son sensibles ante variaciones en el precio.
- En el caso de los subgrupos Utensils y Garden existe una demanda inelástica, es decir, son poco sensibles a demandas en el precio.
- Respecto a las elasticidades de precio cruzadas, el subgrupo Furniture se representa como un sustituto bruto de los subgrupos Textiles y Appliances, y a su vez es complementario bruto de los subgrupos Utensils, Garden y Maintenance.

3. Elasticidad Precio Hicksiana

- De acuerdo a la elasticidad precio directa Hicksiana, nuevamente podemos clasificar a todos los subgrupos estudiados como bienes normales, ratificando los resultados obtenidos en las elasticidades precio Marshallianas.
- Sin embargo, en este caso, el subgrupo Maintenance paso de tener una demanda elástica a tener una demanda inelástica, lo que indicaba que un aumento de los precios de un 1% en estos bienes provocará que su demanda disminuya en un 0,73%.
- El resto de los subgrupos mantiene su clasificación en base a los resultados obtenidos del análisis de las elasticidades precio Marshallianas.
- Respecto a las elasticidades precio cruzadas, podemos ver, por ejemplo, que el subgrupo Furniture es un sustituto neto de los subgrupos Textiles y Appliances, y a su vez es complementario neto del subgrupo Utensils. Además, podemos notar que los subgrupos

Garden y Maintenance son clasificados como bienes independientes netos en relación a Furniture.

Estos resultados nos muestran una aproximación cercana del comportamiento del consumo del grupo de bienes “Muebles, mobiliario y equipamiento” de la economía española en el periodo analizado y el grado de reemplazo entre los subgrupos que lo componen.

8. Bibliografía

Barten, A. (1964). "Consumer Demand Functions Under Conditions of Almost Additive Preferences". *Econometrica*, 32, 1-38.

Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980). "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, 70, 312- 326.

García, L. (2018). "Demand behaviour in Spain during the last three decades: What is the ideal microeconomic model to represent consumer preferences?" *MPRA paper N° 87937*.

Garcia, L. and Molina, J.A. (2017). "The household structure: recent international evolution.". *MPRA Paper N° 82049*.

Gil, A.I. and Molina, J.A. (2007). "Human development and alcohol abuse in adolescence". *Applied Economics*, 39, 1315-1323.

Gil, A.I. and Molina, J.A. (2009). "Alcohol demand among young people in Spain: an addictive QUAIDS". *Empirical Economics*, 36, 515-530.

Molina, J.A. (1993). "Evolución de la demanda de productos alimenticios en los países mediterráneos. Estimaciones del Sistema de Demanda Casi Ideal". *Investigación Agraria. Economía*, 8, 331-347.

Molina, J.A. (1994). "Formulación del AIDS a partir de las demandas Frisch y de la función de beneficio en el consumo: evidencia empírica en España". *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 4, 163-179.

Molina, J.A. (1994). "Food demand in Spain: an application of the Almost Ideal System". *Journal of Agricultural Economics*, 45, 252-258.

Molina, J.A. (1995). "The intertemporal behavior of French consumers". *Economie Appliquée*, 48, 175-191.

Molina, J.A. (1995). "Tratamiento de una base de datos internacional: homogeneización y conversión en paridades de poder de compra". *Estudios de Economía Aplicada*, 4, 87-94.

Molina, J.A. (1996). "Testing for the utility maximization hypothesis of consumers using the revealed preference theory". *International Journal of Consumer Studies*, 20, 131-143.

Molina, J.A. (1996). "Is Spanish consumer behaviour consistent with the utility maximization? A non-parametric response". *Applied Economics Letters*, 3, 237-241.

Molina, J.A. (1997). "Estimación de la estructura intertemporal de la demanda de alimentos en España". *Estudios de Economía Aplicada*, 7, 1-12.

Molina, J.A. (1997). "Two-stage budgeting as an economic decision making process for Spanish consumers". *Managerial and Decision Economics*, 18, 27-32.

Molina, J.A. (1997). "Modelling the Spanish imports of vehicles using a source differentiated demands system". *Applied Economics Letters*, 4, 751-755.

Molina, J.A. (1998). "Analysing the effects of price changes on the cost of living of consumers using true indices". *Applied Economics Letters*, 5, 639-644.

Molina, J.A. (1999). "Is leisure weakly separable from consumption goods in Spain?" *Economie Appliquée*, 52, 125-143.

Molina, J.A. (2002). "Modelling the demand behavior of Spanish consumers using parametric and non-parametric approaches". *Studies in Economics and Econometrics*, 26, 19-36.

Molina, J.A. (2011). *Household Economic Behaviors*, Editor, Springer.

Molina, J.A. (2013). "Altruism in the household: in-kind transfers in the context of kin selection". *Review of Economics of the Household*, 11, 309-312.

Molina, J.A. (2014). "Altruism and monetary transfers in the household: inter- and intra-generation issues". *Review of Economics of the Household*, 12 (3), 407-410.

Molina, J.A. (2015). "Caring within the family: reconciling work and family life". *Journal of Family and Economic Issues*, 36, 1-4.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2015). "Time dedicated by consumers to cultural goods: determinants for Spain." MPRA WP 68430.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2016). "What do you prefer for a relaxing time at home: watching TV or listening to the radio?" *Applied Economics Letters*, 23, 1278-1284.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2016). "Internet and the elderly in Spain: time dedicated to search and communications." MPRA WP 74419.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2016). "Time spent on cultural activities at home in Spain: Differences between wage-earners and the self-employed". Documento de Trabajo. Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Zaragoza. DTECONZ 2016-01.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2017). "Children's interaction with the Internet: time dedicated to communications and games". *Applied Economics Letters*, 24, 359-364.

Theil, H. (1965). "The Information Approach to Demand Analysis". *Econometrica*, 33, 67-87